MIGRAÇÕES E DIFERENCIAIS DE RENDA ESTADUAIS: UMA ANÁLISE POR DADOS EM PAINEL NO PERÍODO DE 1950 - 2000

José Luis da Silva Netto Junior[1]
Ivan Targino[2]

1. Introdução

O entendimento das migrações no Brasil é de fundamental importância para a compreensão da dinâmica econômica nacional. O fenômeno populacional, aqui analisado, é decorrente em sua grande parte do avanço das desigualdades regionais agudizadas com o desenvolvimento industrial que se deu de modo concentrado do ponto de vista geográfico.

O processo migratório brasileiro passou a ter expressão, no que tange à realocação espacial da população no Brasil, notadamente a partir da década de 1930 (MATA, 1973). Neste período, as migrações eram resultantes da expansão do setor dinâmico da economia, embora fatores climáticos influenciassem concomitantemente este processo. A partir dos anos 50, as migrações passam a sofrer mais intensivamente as conseqüências da integração do mercado de trabalho em nível nacional e da crescente expansão do setor industrial brasileiro.

A queda de importância relativa do setor agrícola, no tocante à formação do produto interno, associada com o crescente processo de urbanização é uma das características que se processa "vis-à-vis" ao aumento da intensidade dos fluxos migratórios. Esta tendência culminou com a mudança abrupta das características econômicas e geográficas do Brasil, antes um país predominantemente rural que passa em poucas décadas a ser caracterizado como uma nação urbana e industrial.

Dentro da teoria econômica, as migrações sempre foram objeto de intensos debates, seja a respeito de seus fatores determinantes seja a respeito de suas conseqüências. Em relação às conseqüências, um aspecto que tem despertado a atenção dos estudos é em que medida e de que forma os fluxos migratórios contribuem para o processo de convergência dos diferenciais de renda inter-regionais. Vários estudos no Brasil tratam desta problemática (CANÇADO, 1999; FERREIRA, 1996; FERREIRA e DINIZ, 1995) dentro da abordagem neoclássica, que enfatiza, de um lado, os diferenciais de renda como fator motivador para os deslocamentos espaciais de mão-de-obra e, de outro, o efeito equalizador das migrações quanto aos diferenciais de remuneração.

Ao longo do século XX, crescia a necessidade, dentro da ortodoxia, de uma outra abordagem no que tange aos fenômenos migratórios, de modo a explicar o que o citado aparato não estava sendo capaz de esclarecer: a existência de uma crescente discrepância entre as evidências

[1] Mestre em economia PPGA – CME / UFPB
[2] Professor do Departamento de Economia - UFPB

empíricas e a sinalização teórica. Tal problemática foi amenizada com o surgimento da abordagem do capital humano aplicada à mobilidade do trabalho. O estudo seminal de Sjäastad (1980), tendo como ponto de partida o trabalho de Schultz (1973), forneceu subsídios para uma análise mais complexa dos fenômenos migratórios associado a um instrumental quantitativo mais arrojado com um claro embasamento microeconômico. Neste enfoque, a mobilidade do trabalho é uma decisão de investimento onde o agente pondera os possíveis custos e retornos de sua decisão de migrar. Seu conjunto de habilidades afeta sua decisão positivamente, o que implica em uma maior mobilidade para os indivíduos melhores qualificados. Dependendo dos níveis de qualificação média da população da área de origem e da área de destino, os efeitos sobre os diferenciais de renda, entre as duas regiões decorrentes das migrações, podem ser ambíguos. Tal conclusão, comum em alguns textos avançados, tendo como embasamento a teoria do capital humano (CROZET, 2000 e SCHAEFFER, 2003) a respeito das possíveis conseqüências dos fluxos migratórios, se aproximam muito das que Karl Marx sugeriu há mais de um século.

O trabalho de Marx (1999, 1982) indicava que a dinâmica migratória poderia ter efeitos divergentes dos apregoados pela abordagem clássica no tocante aos diferenciais de renda. A força-de-trabalho sendo componente fundamental no processo de formação de riqueza, deveria se adequar aos ditames da dinâmica expansiva do capitalismo e deste modo seria um elemento determinante dos padrões de acumulação de capital e, por conseguinte, de crescimento econômico. Logo, uma maior ou menor oferta de trabalho influenciaria diretamente nos níveis de acumulação de acordo com o grau de intensidade do capital constante dentro do processo de produção . Deste modo, uma área com maior oferta de trabalho pressionaria negativamente o salário real, aumentando os níveis de acumulação e, conseqüentemente, tendendo a ampliar os diferenciais regionais de acordo com uma maior ou menor oferta de força-de-trabalho.

Dado esta introdução este trabalho tem como objetivos verificar em que sentido as migrações influenciaram no processo de formação das rendas per capita estaduais e identificar as relações entre o sentido dos fluxos migratórios e os níveis de renda dos estados brasileiros, no período de 1950 a 2000. Os citados objetivos tem como base o teste de duas hipóteses teóricas: 1) a primeira sobre os impactos dos fluxos migratórios em relação às desigualdades dos níveis de renda e; 2) a segunda a respeito do sentido dos fluxos migratórios e os níveis de renda dos estados.

Afora este capítulo introdutório, este trabalho apresenta mais dois tópicos. A segunda parte apresenta os principais resultados da análise aqui proposta e a terceira parte é destinada as considerações conclusivas deste estudo.

2. Migrações e diferenciais de renda interestaduais

Os dados utilizados se referem aos 20 estados brasileiros com informações disponíveis desde o ano de 1950. Dos estados da região Norte apenas Amazonas e Pará possuem dados de produto interno bruto e produto per capita que datam deste período. Portanto, os demais estados dessa região foram omitidos da análise, exceto Tocantins que teve os seus valores populacionais e os referentes ao produto agrupados aos do estado de Goiás. Os valores do estado do Mato Grosso Sul foram absorvidos pelo estado de Mato Grosso. O Distrito Federal teve suas informações tanto populacionais quanto do produto agrupadas ao estado de Goiás. Os dados referentes ao estado da Guanabara foram somados aos do Estado do Rio de Janeiro.

2.1. Variáveis utilizadas nas estimações

a)Saldo migratório estadual (SM_t): Variável obtida nos censos demográficos de 1950 a 2000 do IBGE que é a diferença entre o número de pessoas residentes num estado nascido em outro estado qualquer e o número de pessoas nascidas neste mesmo estado residentes em outros estados no mesmo período. É também utilizado um desdobramento desta variável que é a variação do saldo migratório$(\Delta SM_{(t-(t-1))})$. A variação do saldo migratório é a diferença entre os saldos migratórios estaduais de períodos subseqüentes; b) Produto interno bruto (PIB) estadual a custo de fatores (PB_t): Está variável está expressa em US$ 1.000,00 constantes de 1995, tendo como fontes o IPEA, FGV e IBGE. Os produtos estaduais aqui utilizados correspondem aos dos anos onde se deram os censos demográficos e; c) PIB per capita estadual a custo de fatores(PC_t): Está Expresso em US$ em valores constantes de 1995.

2.2. Análise empírica

Antes de se iniciar propriamente a análise é conveniente fazer algumas considerações a respeito do tratamento dado aos modelos estimados:

a) Em todas as regressões o tratamento da heterocedasticidade foi feito pelo método de correção no estimador da variância e co-variância de White; b) Em todos os modelos os parâmetros estimados são computados com efeitos fixos e aleatórios e; c) As tabelas mostradas a seguir basicamente expõem as seguintes informações: o valor do coeficiente estimado da variável dependente com o teste de significância estatística entre parênteses, o grau de ajuste do modelo r2 e o valor ajustado deste indicador, a estatística F e a especificação estatística de Hausman.

2.3. Método de estimação

Nesse estudo, utilizar-se-á um painel equilibrado e dois tipos de especificação: a) o modelo de efeitos fixos, e; b) o modelo de efeitos aleatórios. Sendo ambos extensões do modelo linear clássico.

O primeiro modelo constitui um caso específico da família dos modelos de efeitos fixos[3] onde procura-se conjugar o critério de parcimônia com a heterogeneidade dos dados, admitindo que os coeficientes (β) sejam idênticos para todas as unidades seccionais (estados), com a exceção do termo de constante (δ_{1i}). Sendo assim, o modelo linear pode ser expresso como mostrado na equação 1:

$$Y = \delta_{1i} + X\beta + u_{it} \qquad (1)$$

Onde, δ_i corresponde ao vetor de constantes $(k \times 1)$ específico para cada estado; X é a matriz das variáveis explicativas $[T \times (k - 1)]$; β o vetor dos coeficientes $[(k - 1) \times 1]$ associados às variáveis explicativas, e; u_{it} o termo de perturbação com $E(u_{it}) = 0 \ \forall i,t$, $E(u_{it}, u_{js}) = \sigma^2$ para $i = j$ e $t = s$, e, $E(u_{it}, u_{js}) = 0$ caso contrário.

Observa-se que o termo correspondente aos efeitos individuais (δ_i) mantêm-se constante ao longo do tempo (t), sendo, talvez, preferível tratá-lo de forma aleatória e não determinista a fim de se destacar a heterogeneidade individual de cada variável. Sendo assim, o vetor de "constantes" do modelo (1) passa a ser considerado como aleatório: $\delta_i = \delta_1 + \alpha_i$, onde, $E(\alpha_i) = 0$.

De acordo com Marques (2000, p. 7), a escolha de uma ou de outra especificação (fixa ou aleatória), deve ser procurada nos pressupostos comportamentais da base de dados. No entanto, de acordo com a literatura especializada, a utilização do teste de especificação de Hausman faz-se necessária[4]. Vale salientar, que a utilização de uma especificação incorreta poderá conduzir a problemas de especificação ou consistência dos estimadores (BALTAGI, 1995, p. 64). O teste de especificação está definido na equação 2.

$$H = (\beta_{EA} - \beta_{EF})'(\Sigma_{EF} - \Sigma_{EA})^{-1}(\beta_{EA} - \beta_{EF}) \qquad (2)$$

Onde: β_{EA} corresponde aos estimadores de efeitos aleatórios; β_{EF} aos estimadores de efeitos fixos, e; $(\Sigma_{EF} - \Sigma_{EA})$ a matriz composta pela diferença entre as variâncias dos estimadores de efeitos fixos e aleatórios. A estatística desse teste terá, sob a hipótese nula da ortogonalidade entre os efeitos individuais aleatórios e os regressores, ou seja, de que o estimador de efeitos aleatórios é o apropriado, uma distribuição assintótica χ^2 com k graus de liberdade. Caso a hipótese nula não possa ser aceita o modelo de efeitos aleatórios é o que apresenta os melhores estimadores, enquanto

---

[3] Para maiores detalhes veja Marques (2000, p. 7).
[4] Ver Greene (2000) e Johnston e DiNardo (1997).

que os estimadores do modelo de efeitos fixos continuam consistentes, mas não podem ser considerados eficientes.

2.3. Primeiro Bloco de Modelos

O primeiro conjunto de modelos a ser testado tem como objetivo básico aferir as relações entre as migrações e o nível de renda, de modo a determinar o sentido das migrações em relação aos níveis de renda dos estados brasileiros. O objetivo é o de verificar se as áreas que possuem maiores níveis de produto e produto *per capita* têm variações positivas em seus saldos migratórios, ou seja, maior poder de atração de migrantes. Espera-se, portanto, uma relação positiva entre as variações do saldo migratório estadual (ΔSM_t) e as do produto interno bruto dos estados (PB_t), assim como também em relação ao produto *per capita* (PC_t).

Foram estimados dois painéis estáticos, onde estão representadas diferentes relações entre migrações e produto e migrações e produto *per capita*. Em todas as estimações, a variável dependente é a variação do saldo migratório ($\Delta SM_{[t-(t-1)]}$) regredida em função do produto defasado em um período (PB_{t-1}) e do produto *per capita* igualmente defasado (PC_{t-1}).

Os modelos estocásticos são mostrados nas equações 3 e 4.

$$\Delta SM_{[t-(t-1)]} = \alpha + \beta PB_{t-1} + \varepsilon_{it} \qquad (3)$$

Na equação 6.1, a variação do saldo migratório estadual é regredida em função do produto interno defasado. É de se esperar, portanto, que o sinal do coeficiente β seja positivo e significativo.

$$\Delta SM_{[t-(t-1)]} = \alpha_{it} + \beta PC_{t-1} + \varepsilon_{it} \qquad (4)$$

Em relação ao modelo anterior, o modelo estocástico expresso na equação 3 não difere no tocante ao sinal de seu coeficiente, mas quanto à percepção do migrante em relação a *proxy* dos diferenciais salariais. A questão básica é: será o migrante mais sensível ao produto *per capita* ou ao produto interno bruto estadual? A riqueza do estado pólo de destino como um todo pode ter um poder mais expressivo de atração que propriamente os diferenciais salariais. A simples existência de oferta de trabalho pode ser, por si mesma, o motivo para migrar. O objetivo básico é então verificar a existência de alguma diferença significativa no comportamento das migrações em relação a estas duas variáveis.

Os resultados das estimações estão no Quadro 1. A primeira conclusão é a de que os sinais em todos os modelos estimados estão de acordo com a teoria. No modelo 1, segundo o teste de Hausman, não se pode rejeitar a hipótese nula. Portanto, as perturbações não estão correlacionadas com a variável explicativa. Esta conclusão sugere um melhor ajuste através da estimação considerando os efeitos aleatórios. Pode-se ver que o coeficiente da variável explicativa não apresenta significância estatística, mas o grau de ajuste do modelo é significativo, situando-se em torno de 63%. O sinal sugerido, tanto no modelo de efeitos fixos quanto no de efeitos aleatórios, apesar deste último ser ineficiente, é positivo, o que confirma a teoria.

A baixa significância estatística pode estar relacionada com o grande volume de migrações para a fronteira agrícola, registrados nos censos de 1950 a 1970. Essa migração apresenta características distintas daquela que se destina para os principais pólos de atração, São Paulo e Rio de Janeiro.

QUADRO 1

Variação dos saldos migratórios estaduais em função dos produtos estaduais e dos produtos *per capita* defasados

Variável dependente $\Delta SM_{[t-(t-1)]}$					
Modelo 1			Modelo 2		
	Efeitos Fixos	Efeitos Aleatórios		Efeitos Fixos	Efeitos Aleatórios
PB_{t-1}	1,5463 (0,5156)	5,5050 (3,6353)	PC_{t-1}	71,103 (0,2611)	51,2074 (1,9767)
r^2	0,6261	0,5570	r^2	0,6228	0,5647
r^2 ajustado	0,5315	0,5525	r^2 ajustado	0,5274	0,5603
Hausman ($\chi^2 = 3,84$)*	2,3396		Hausman ($\chi^2 = 3,84$)*	27,7499	

Fonte: Valores estimados com base nos dados de AZZONI, 1997; FGV, IPEA e IBGE.
*Valor crítico a 5%, k=1.

No segundo modelo, de acordo com o teste de Hausman, não se pode aceitar a hipótese nula a 5% de significância. Logo, as perturbações estão correlacionadas com a variável explicativa. O melhor ajuste, portanto, é o do modelo estimado que considera os efeitos aleatórios. De fato, a estimação por mínimos quadrados generalizados (GLS) mostrou um coeficiente estimado significativo a 10% ao contrário da estimação considerando efeitos fixos (OLS). O grau de ajuste apresenta um valor expressivo e este resultado sugere que tanto o produto *per capita* quanto o produto possui um poder expressivo de atração, apresentando uma ligeira vantagem quanto à percepção do migrante em relação ao produto *per capita*. Esta constatação sugere que os diferenciais de renda *per capita* possuem um maior poder na decisão do migrante para onde se deslocar. No entanto, não invalida de sobremodo a hipótese de que o migrante se desloca para as áreas de maior riqueza independente dos níveis salariais vigentes, bastando apenas a perspectiva da existência de postos de trabalho.

2.4. Segundo Bloco de Modelos

Neste tópico, o objetivo básico é o de investigar em que sentido as migrações atuaram no processo de convergência dos produtos *per capita* estaduais. O debate aqui está assentado na discussão da tendência à equalização das rendas *per capita* e na importância do livre trânsito dos fatores de produção neste processo.

Dentro das abordagens clássica e neoclássica, a perfeita mobilidade dos fatores de produção contribui para a perfeita alocação dos recursos relacionados com o processo produtivo e, em um horizonte temporal de longo prazo, as remunerações dos fatores tendem a se equalizar. Com intuito de averiguar os possíveis impactos das migrações neste processo, estimaram-se os modelos expressos nas equações 5, 6 e 7.

O modelo estocástico da equação 5 tem como objetivo averiguar se os ajustes dos dados estão condizentes com a teoria econômica, ou seja, se os produtos *per capita* estaduais estão diretamente relacionados com os seus produtos internos. Neste modelo, a intenção é apenas verificar se os dados se comportam de acordo com o embasamento teórico. É de se esperar, portanto, que a variação do produto interno estadual ao longo do tempo atue diretamente no aumento do produto *per capita*. O modelo estocástico demonstra que o produto *per capita* "atual", ou seja, no tempo t, tem uma relação direta com a variação do produto interno bruto estadual.

$$PC_t = \alpha + \beta_0 \Delta PB_{[t-(t-1)]} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Na equação 6, é expressa a análise principal aqui proposta onde o produto *per capita* estadual é regredido em função da variação do saldo migratório estadual. O produto *per capita* no tempo t é função da variação do saldo migratório do período imediatamente anterior. O modelo estocástico parte da premissa de que a dinâmica migratória exerce algum tipo de influência no que tange ao comportamento econômico dos estados brasileiros.

$$PC_t = \alpha + \beta_0 \Delta SM_{[t-(t-1)]} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

O modelo estocástico expresso na equação 7 visa apenas confirmar os resultados obtidos nas outras regressões. É de se esperar que as variáveis tenham os mesmo sinais que os dos modelos simples e apresentem significância estatística equivalente.

$$PC_t = \alpha + \beta_0 \Delta PB_{[t-(t-1)]} + \beta_1 \Delta SM_{[t-(t-1)]} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Os resultados das estimações estão expostos no Quadro 2. Em todos os modelos, segundo o teste de Hausman, não se pode aceitar a hipótese nula de não correlação entre as variáveis explicativas e a perturbação, portanto, o modelo de efeitos fixos apresenta o melhor ajuste. Os resultados da estimação do modelo estocástico 3 mostram uma relação positiva entre produto *per capita* e variação do produto interno, resultado este já esperado. O coeficiente estimado da variável $\Delta PB_{[t-(t-1)]}$ apresenta significância estatística a 5% e o modelo possui um bom poder de explicação, apresentando um r^2 ajustado de 50,43%.

A estimação do modelo 4 também apresenta resultados expressivos. O coeficiente da variável $\Delta SM_{[t-(t-1)])}$ é significativo a 5% e o valor do r^2 ajustado é expressivo, situando-se em torno de 47,13%. O sinal do coeficiente, no entanto, indica que as migrações, ao longo das últimas décadas no Brasil, atuaram no mesmo sentindo da variação dos produtos internos estaduais.

Portanto, é sugerido pelo modelo estimado que as migrações atuaram no sentido de ampliar os diferenciais de produtos *per capita* estaduais.

O modelo estimado 5, mostrado no Quadro 2, confirma os resultados dos modelo estimados 3 e 4. Os sinais dos dois coeficientes são idênticos aos sinais apresentados dos modelos anteriormente estimados, no entanto, o coeficiente $\Delta SM_{[t-(t-1)]}$ não apresenta significância estatística a 5%, enquanto que o coeficiente $\Delta PB_{[t-(t-1)]}$ permanece significativo. Uma indicação da robustez do modelo pode ser constatada através da observação do valor do coeficiente estimado. Era de se esperar um maior peso da variação do PIB e uma menor expressão da variação do saldo migratório. Este resultado foi plenamente confirmado, o coeficiente do $\Delta PB_{[t-(t-1)]}$ no modelo estimado 5 é 0,0492 e o coeficiente da variável $\Delta SM_{[t-(t-1)]}$ é de 0,0004, o que indica uma maior influência do PIB quanto à variação do produto *per capita* estadual e um peso bastante pequeno da variação dos saldos migratórios.

QUADRO 2

Produto *per capita* em função da variação do saldo migratório e da variação do produto interno estadual

Variável dependente PC_t

Modelo 3	Efeitos Fixos	Efeitos Aleatórios
$\Delta PB_{[t-(t-1)]}$	0,0447 (3,0957)	0,0604 (4,6280)
r^2 ajustado	0,5261	0,5093
Hausman ($\chi^2 = 3,84$)*	6,7470	

Modelo 4	Efeitos Fixos	Efeitos Aleatórios
$\Delta SM_{[t-(t-1)]}$	0,0007 (2,2863)	0,0012 (3,5953)
r^2 ajustado	0,4913	0,4713
Hausman ($\chi^2 = 3,84$)*	15,4013	

Modelo 5	Efeitos Fixos	Efeitos Aleatórios
$\Delta PB_{[t-(t-1)]}$	0,0430 (2,4204)	0,0492 (2,9715)
$\Delta SM_{[t-(t-1)]}$	0,00005 (0,1759)	0,00048 (1,1362)
R^2 ajustado	0,5202	0,5062
Estatística F	128,3541	-
Hausman ($\chi^2 = 5,99$)**	1521,8507	

Fonte: Valores estimados com base nos dados de AZZONI, 1997; FGV, IPEA e IBGE.
*Valor crítico a 5%, k=1; **Valor crítico a 5%, k=2.

Portanto, conforme observado nos modelos estimados, as imigrações tendem a ser mais intensas para as áreas de maior crescimento econômico, resultando em saldos migratórios positivos nestas regiões, enquanto que nas regiões onde o crescimento econômico não é expressivo, os fluxos migratórios são pouco significativos em relação ao montante de migrantes. Logo, tais áreas tendem

a apresentar saldos migratórios negativos ou saldos positivos com baixa expressão, confirmando a discussão feita sobre a dinâmica migratória nos capítulos 4 e 5.

No tocante ao segundo conjunto de estimações, os resultados são conclusivos de que as migrações não representaram papel decisivo na diminuição da dispersão das rendas *per capita* estaduais ocorrida nos últimos anos. Em um dos modelos estimados, o sinal da variável que representa as migrações foi positivo, sugerindo que as migrações podem ter, na verdade, atuado no sentido contrário do apregoado pela abordagem teórica clássica. No entanto, o último modelo estimado, apesar de confirmar o sinal positivo da variável, não apresentou significância estatística.

3. Conclusão

Os modelos estimados indicam, primeiramente, uma relação direta entre a variação dos saldos migratórios e níveis de produto e de produtos *per capita* estaduais, isto é, nas últimas décadas, há indícios de uma relação forte e positiva entre as migrações e os níveis de renda dos estados brasileiros. É sugerido, portanto, que os estados que apresentaram os maiores níveis de renda foram as áreas de destino preferenciais dos migrantes interestaduais. Esta afirmativa fica mais consistentemente caracterizada quando se considera a variação do saldo migratório estadual em função do produto *per capita* defasado em um período. Os modelos estimados mostraram uma sensibilidade maior do migrante a variações no produto *per capita* estadual do que a variação do produto interno bruto.

No tocante ao ajuste das migrações em relação a possíveis impactos nos produtos *per capita* estaduais, os resultados indicam que nas últimas décadas, houve uma relação positiva entre produto *per capita* e variação dos saldos migratórios estaduais. Isto é, os modelos estimados sugerem que a variação dos saldos migratórios podem ter contribuído para o aumento dos diferenciais de renda *per capita* ao longo do período analisado.

A primeira hipótese teórica foi plenamente confirmada com os resultados mostrados no primeiro bloco de modelos. Tanto a abordagem ortodoxa quanto a abordagem de cunho marxista indicavam uma tendência dos fluxos migratórios se processarem das áreas menos dinâmicas economicamente para as áreas de maior crescimento econômico. Quanto aos resultados do segundo teste de hipótese, tem-se uma confirmação da hipótese ancorada na abordagem marxista. Os resultados indicam que as migrações atuaram de modo contrário ao previsto pela abordagem econômica ortodoxa, sobretudo a clássica e neoclássica. No que tange a abordagem do capital humano, assumindo a premissa da relação direta entre mobilidade e nível de qualificação, os resultados convergem na aceitação da previsão sugerida por essa subcorrente teórica vinculada à ortodoxia.

Referências:

AZZONI, C. R. Concentração das rendas *per capita* estaduais: análise a partir de séries históricas estaduais de pib, 1939-1995. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 27, n. 3, p. 341-393, Set.– Dez. 1997.

BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data.** New York: John Wiley & Sons, 1995.

CANÇADO, R. P. Migrações e Convergência no Brasil: 1960-91. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 53, n. 2, p.211-236, Abr.-Jun. 1999.

CROZET, M. **Potentiel marchand, migrations et accumulation de capital humain**: Un modèle dynamique d'économie géographique sans externalité de production. Disponível em:< team.univ-paris1.fr/trombi/crozet> Acesso em 23 mar. 2003

FERREIRA, A. H. B. Os movimentos migratórios e as diferenças de renda *per capita* entre os estados no Brasil (1970-1980). **Revista Brasileira de Estudos da População**, Campinas, v. 13, n. 1, p. 67 - 78, Jan.–Jun. 1996.

FERREIRA, A. H. B., DINIZ, C. C. Convergência entre as rendas *per capita* estaduais no Brasil. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 15, n. 4, Out.-Dez. 1995.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. New Jersey: Prentice-Hall, 2000.

_____. Introdução à formação econômica do Nordeste. Recife: FUNDAJ, 1989.

JOHNSTON, J., DINARDO, J. **Econometric methods**. New York: McGraw-Hill, 1997.

MARQUES, L. D. **Modelos dinâmicos com dados em painel**: revisão de literatura. Porto: Faculdade de Economia do Porto, 2000 (textos didáticos).

MARX, K. **O capital**. Rio de Janeiro: Civilização brasileira, 17 ed., 1999.

_____.Salário, preço e lucro. São Paulo: Acadêmica, 1982.

MATA, M. da. Urbanização e migrações internas. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, São Paulo, v.3, n. 3, p. 715-746, Out. 1973.

SCHAEFFER, P. **Human capital investment decisions of immigrants**. Disponível em: < www.caf.wvu.edu/~pschaef > Acesso em 12 Mai. 2003.

SCHULTZ, T. W. **O capital humano:** investimentos em educação e pesquisa. Rio de Janeiro: Zahar editores, 1973.

SJAÄSTAD, L. A. Os custos e os retornos da migração. In: MOURA, H. (Org.). **Migração interna**: Textos selecionados. Fortaleza: BNB - ETENE, 1980.

TAYLOR, J. E., MARTIN, P. L. **Human capital:** migration and rural population change. Disponível em: <www.reap.ucdavis.edu/working_papers> Acesso em 10 fev. 2003.

TODARO, Michael P. A Model of Labor Migration in Less Developed Countries. In: **American Economic Review**, Nova York, n. 59, p. 138-148, 1969.